附录

正文未报告部分

稳健性检验结果

一、平行趋势检验

本文在回归中同时引入 $Ten \times After$ 、 $Ten \times Year2007$ 及 $Ten \times Year2008$ 变量, 其中 $Year2007$ 在 2007 年取值为 1, 其他年份取值为 0; $Year2008$ 在 2008 年取值为 1, 其他年份取值为 0, 结果如附表 1 所示。附表 1 结果显示, $Ten \times Year2007$ 与 $Ten \times Year 2008$ 系数不显著。这表明, 在产业政策出台之前, 实验组和对照组企业全要素生产率的差异没有发生显著变化, 从而满足双重差分方法的平行趋势假设。

附表 1: 平行趋势检验

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP)	
	(1)	(2)
<i>Ten × After</i>	-0.0431*** (0.0072)	-0.0490*** (0.0025)
<i>Ten × Year2007</i>	-0.0055 (0.7790)	-0.0102 (0.5991)
<i>Ten × Year 2008</i>	-0.0140 (0.4702)	-0.0204 (0.2923)
<i>Roa</i>		0.3374*** (0.0000)
<i>Age</i>		0.2066*** (0.0061)
<i>Size</i>		-0.0045 (0.6377)
<i>Q</i>		0.0101*** (0.0037)
<i>Fixs</i>		-0.0250 (0.4746)
<i>Lev</i>		0.1996*** (0.0000)
<i>Soe</i>		-0.0393* (0.0714)
<i>Cons</i>	0.0036 (0.5961)	-0.4792* (0.0647)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	6611	6611
<i>R²(Within)</i>	0.0021	0.0166

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号内为 P 值。以下各表同。

二、排除其他事件的干扰

1. 时间反事实检验: 2006-2008 年

本文选取产业政策出台之前的时期作为研究期间(2006-2008年),在此基础上重新设置时间变量 *After_2007* 与 *After_2008* 进行双重差分检验,其中 *After_2007* 在 2007 年及之后取值为 1,否则取 0; *After_2008* 在 2008 年取值为 1,否则取 0。附表 2 显示, *Ten*×*After_2007* 与 *Ten*×*After_2008* 系数都不显著,这表明,在产业政策出台之前,与对照组企业相比,实验组企业的全要素生产率没有发生显著变化,从而排除了产业政策出台之前因素引发本文结果的可能。

附表 2: 时间反事实检验: 2006-2008 年

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ten</i> × <i>After_2007</i>	-0.0054 (0.7389)	-0.0065 (0.6903)		
<i>Ten</i> × <i>After_2008</i>			-0.0041 (0.8031)	-0.0057 (0.7310)
<i>Roa</i>		0.2141** (0.0261)		0.2120** (0.0275)
<i>Age</i>		-0.1979 (0.2760)		-0.2004 (0.2690)
<i>Size</i>		-0.0188 (0.3473)		-0.0188 (0.3463)
<i>Q</i>		0.0094* (0.0881)		0.0094* (0.0860)
<i>Fixs</i>		0.1053* (0.0907)		0.1060* (0.0888)
<i>Lev</i>		0.2760*** (0.0000)		0.2755*** (0.0000)
<i>Soe</i>		-0.0477 (0.2671)		-0.0481 (0.2619)
<i>Cons</i>	0.0018 (0.7736)	0.7201 (0.2177)	0.0018 (0.7743)	0.7273 (0.2124)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3218	3218	3218	3218
<i>R</i> ² (<i>Within</i>)	0.0002	0.0136	0.0002	0.0136

2. 缩小时间窗口: 2008-2009 年

本文仅选取 2008 年与 2009 年两年时间作为研究期间进行双重差分检验,结果如附表 3 所示。附表 3 显示, *Ten*×*After* 系数显著为负,这意味着,十大产业振兴规划对企业全要素生产率的影响在产业政策出台当年就开始显现,从而排除了产业政策出台之后其他事件对本文识别的干扰。

附表 3: 缩小时间窗口: 2008-2009 年

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP)	
	(1)	(2)
<i>Ten</i> × <i>After</i>	-0.0290* (0.0819)	-0.0344** (0.0433)

<i>Roa</i>		0.0179 (0.8644)
<i>Age</i>		0.4776 (0.1724)
<i>Size</i>		-0.0535 (0.1012)
<i>Q</i>		-0.0018 (0.7902)
<i>Fixs</i>		0.0823 (0.3442)
<i>Lev</i>		0.3585*** (0.0001)
<i>Soe</i>		-0.1052* (0.0913)
<i>Cons</i>	0.0021 (0.7156)	-0.1861 (0.8618)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	2219	2219
<i>R²(Within)</i>	0.0028	0.0240

3. 排除五年规划中重点产业政策的影响

为了避免五年规划中重点产业政策对本文实证结果造成干扰,本文借鉴祝继高等(2015)等研究的处理方法,将五年规划中重点支持和明确鼓励的行业界定为受到五年规划支持的行业,将其他行业界定为五年规划支持范围以外的行业,在此基础上进行稳健性检验。

首先,本文引入 *Eleven×Period* 变量作为控制变量进行实证检验,以排除十一五规划中重点产业政策对本文实证结果的干扰。具体地, *Eleven* 是测度企业所属行业是否受到十一五规划支持的虚拟变量,如果企业所属行业受到十一五规划支持取值为 1,否则为 0; *Period* 变量是表示十一五规划实施时间的虚拟变量,若样本观测值发生在 2006-2010 年取值为 1,否则为 0。附表 4 第 1-2 列结果显示,不仅 *Ten×After* 的系数估计值仍在 1% 水平下显著为负,而且,动态效应的检验结果也与前文一致。这表明,在控制了十一五规划的影响之后,十大产业振兴规划对企业全要素生产率的作用仍然存在。

类似地,为排除十二五规划重点产业政策对本文实证结果的干扰,本文在实证分析中引入 *Twelve×Year2011* 变量。其中, *Twelve* 是测度企业所属行业是否受到十二五规划支持的虚拟变量,如果企业所属行业受到十二五规划支持其取值为 1,否则为 0, *Year2011* 变量是表示十二五规划实施时间的虚拟变量,若样本观测值发生在 2011 年取值为 1,否则为 0,如附表 4 第 3-4 列所示。结果显示,在控制了十二五规划的影响之后,本文实证结果依然稳健。此外,由于十二五规划在 2011 年出台,本文还剔除 2011 年样本,基于 2006-2010 年时间窗口进行双重差分检验,检验结果与前文基本一致,如附表 4 第 5-6 列所示。

另外,考虑到本文研究期间(2006-2011 年)同时涵括了十一五规划(2006-2010 年)和十二五规划(2011-2016 年)两个五年规划,本文还同时引入 *Eleven×Period* 与 *Twelve×Year2011* 变量以控制两个五年规划的影响,在此基础上进行双重差分检验,检验结果如附表 4 第 7-8 列所示。结果表明,同时控制了十一五规划与十二五规划的影响后,十大产业振兴规划对企业全要素生产率的降低作用仍然存在,本文实证结果十分稳健。

附表 4: 排除五年规划的稳健性检验

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Ten</i> × <i>After</i>	-0.0381*** (0.0007)		-0.0383*** (0.0007)		-0.0418*** (0.0008)		-0.0382*** (0.0007)	
<i>Ten</i> × <i>After</i> 2009		-0.0356** (0.0219)		-0.0356** (0.0219)		-0.0368** (0.0174)		-0.0356** (0.0219)
<i>Ten</i> × <i>After</i> 2010		-0.0447*** (0.0042)		-0.0447*** (0.0042)		-0.0469*** (0.0027)		-0.0447*** (0.0042)
<i>Ten</i> × <i>After</i> 2011		-0.0340** (0.0312)		-0.0347** (0.0275)				-0.0341** (0.0304)
<i>Eleven</i> × <i>Period</i>	0.0132 (0.5209)	0.0137 (0.5047)					0.0157 (0.4664)	0.0162 (0.4545)
<i>Twelve</i> × <i>Year</i> 2011			0.0031 (0.8766)	0.0027 (0.8906)			0.0079 (0.7058)	0.0077 (0.7148)
<i>Roa</i>	0.3381*** (0.0000)	0.3372*** (0.0000)	0.3376*** (0.0000)	0.3367*** (0.0000)	0.3480*** (0.0000)	0.3468*** (0.0000)	0.3378*** (0.0000)	0.3369*** (0.0000)
<i>Age</i>	0.2040*** (0.0068)	0.2037*** (0.0070)	0.2011*** (0.0075)	0.2008*** (0.0077)	0.2094** (0.0259)	0.2115** (0.0246)	0.2041*** (0.0067)	0.2038*** (0.0069)
<i>Size</i>	-0.0049 (0.6112)	-0.0048 (0.6139)	-0.0047 (0.6248)	-0.0046 (0.6271)	-0.0138 (0.2366)	-0.0138 (0.2356)	-0.0048 (0.6159)	-0.0048 (0.6184)
<i>Q</i>	0.0100*** (0.0040)	0.0100*** (0.0039)	0.0100*** (0.0040)	0.0101*** (0.0039)	0.0056 (0.1743)	0.0056 (0.1727)	0.0101*** (0.0038)	0.0101*** (0.0037)
<i>Fixs</i>	-0.0258 (0.4608)	-0.0256 (0.4637)	-0.0261 (0.4558)	-0.0259 (0.4587)	-0.0052 (0.8954)	-0.0051 (0.8971)	-0.0261 (0.4562)	-0.0259 (0.4592)
<i>Lev</i>	0.1987*** (0.0000)	0.1986*** (0.0000)	0.1983*** (0.0000)	0.1983*** (0.0000)	0.1901*** (0.0000)	0.1901*** (0.0000)	0.1981*** (0.0000)	0.1980*** (0.0000)
<i>Soe</i>	-0.0396* (0.0691)	-0.0395* (0.0699)	-0.0397* (0.0687)	-0.0396* (0.0697)	-0.0479* (0.0699)	-0.0478* (0.0705)	-0.0399* (0.0671)	-0.0398* (0.0681)
<i>Cons</i>	-0.4662* (0.0718)	-0.4663* (0.0719)	-0.4612* (0.0748)	-0.4613* (0.0749)	-0.2816 (0.3776)	-0.2860 (0.3704)	-0.4676* (0.0710)	-0.4677* (0.0711)
<i>Year FE</i>	Yes							
<i>Firm FE</i>	Yes							
<i>N</i>	6611	6611	6611	6611	5482	5482	6611	6611
<i>R</i> ² (<i>Within</i>)	0.0165	0.0165	0.0164	0.0165	0.0151	0.0152	0.0165	0.0166

三、引入城市特征因素

考虑到企业全要素生产率可能会受到企业所在城市特征因素的影响,本文引入城市特征因素进行稳健性检验。具体而言,借鉴孔东民等(2014)等研究控制地区因素的处理方法,本文在前文双重差分模型的基础上引入城市固定效应进行检验,结果如附表6第1-4列所示,其中第1-2列控制了时间固定效应和城市固定效应,第3-4列进一步控制了行业固定效应¹。

¹需要指出的是,由于企业个体固定效应涵括了其所在城市的固定效应和其所在行业的固定效应,在实证检验过程中,如果控制了城市固定效应与行业固定效应,再引入企业个体固定效应就会因为多重共线而无法回归。因而,与黎文靖和胡玉明(2012)和 Giannetti et al. (2015)等研究的处理方法类似,本文控制城市

附表6第1-4列显示, $Ten \times After$ 的系数估计值均显著为负, 动态效应的检验结果也与原文基本一致, 这表明引入城市特征因素不会对本文实证结果造成干扰。

进一步地, 考虑到一些城市特征因素可能随着时间动态调整, 借鉴韩超等(2017)研究的处理方法, 本文引入城市与时间的交互固定效应进行检验, 以控制随时间变化的城市特征因素。此时, 由于企业所在城市的特征因素在时间维度表现出差异, 本文还可以引入企业个体固定效应以控制其他企业特征因素, 检验结果如附表6第5-6列所示。结果表明, 在控制了随时间变化的城市特征因素之后, 本文实证结果仍然稳健。

附表6: 引入城市特征因素的稳健性检验

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Ten \times After$	-0.0293*** (0.0089)		-0.0301*** (0.0070)		-0.0377*** (0.0040)	
$Ten \times Year2009$		-0.0301* (0.0534)		-0.0307** (0.0486)		-0.0216 (0.2304)
$Ten \times Year 2010$		-0.0346** (0.0266)		-0.0356** (0.0220)		-0.0565*** (0.0018)
$Ten \times Year 2011$		-0.0230 (0.1404)		-0.0239 (0.1254)		-0.0353* (0.0537)
Ten	-0.0071 (0.6667)	-0.0071 (0.6636)	0.0438* (0.0662)	0.0437* (0.0664)		
Roa	0.4333*** (0.0000)	0.4331*** (0.0000)	0.4272*** (0.0000)	0.4269*** (0.0000)	0.4348*** (0.0000)	0.4320*** (0.0000)
Age	0.0019 (0.9398)	0.0017 (0.9463)	0.0119 (0.6483)	0.0117 (0.6541)	0.1741** (0.0499)	0.1777** (0.0458)
$Size$	0.0240*** (0.0000)	0.0241*** (0.0000)	0.0230*** (0.0001)	0.0230*** (0.0001)	-0.0007 (0.9525)	-0.0008 (0.9435)
Q	0.0187*** (0.0000)	0.0187*** (0.0000)	0.0174*** (0.0000)	0.0174*** (0.0000)	0.0132*** (0.0010)	0.0133*** (0.0010)
$Fixs$	-0.0694** (0.0110)	-0.0695** (0.0109)	-0.0616** (0.0350)	-0.0616** (0.0351)	-0.0651 (0.1058)	-0.0647 (0.1079)
Lev	0.1461*** (0.0000)	0.1458*** (0.0000)	0.1523*** (0.0000)	0.1521*** (0.0000)	0.2377*** (0.0000)	0.2381*** (0.0000)
Soe	-0.0032 (0.8126)	-0.0031 (0.8158)	-0.0113 (0.4116)	-0.0112 (0.4138)	-0.0558** (0.0300)	-0.0553** (0.0315)
$Cons$	-0.9165*** (0.0000)	-0.9160*** (0.0000)	-0.8879*** (0.0009)	-0.8869*** (0.0009)	-0.5745* (0.0876)	-0.5835* (0.0829)
$Year FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
$City FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
$Industry FE$	No	No	Yes	Yes	No	No
$Year \times City$	No	No	No	No	Yes	Yes
$Firm FE$	No	No	No	No	Yes	Yes
N	6611	6611	6611	6611	6611	6611
$R^2(Within)$	0.0122	0.0123	0.0129	0.0129	0.2354	0.2359

固定效应之后, 就不能同时引入企业个体固定效应。

四、改变企业全要素生产率的测度方式

为避免企业全要素生产率的测度方式不同影响本文实证结果,本文改变全要素生产率指标的计算方法进行稳健性检验。具体而言,借鉴聂辉华等(2011)、鲁晓东和连玉君(2012)等研究,本文对以下模型进行回归。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \text{Ind}_{it} + \text{Year}_{it} + \text{Province}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中, Y、L、K、L、M的定义与前文相同,分别为“营业收入(千元)”、“固定资产净值(千元)”、“职工人数(千人)”和“购买商品、接受劳务支付的现金(千元)”。然后,将 Y 用工业品出厂价格指数平减, K 用固定资产投资价格指数平减, M 用工业品出厂价格指数平减。此外,本文还在模型中引入年度(Year)、行业(Industry)和省份差异(Province)因素,以控制产业政策以外其它因素的影响,在此基础上计算出回归残差 TFP1 以测度企业全要素生产率,检验结果如附表 5 所示。

附表 5 第 1-2 列结果显示,无论是否引入企业特征控制变量, Ten×After 系数都在 1% 水平下显著为负,这表明,产业政策冲击对实验组企业全要素生产率施加了显著为负的影响;附表 5 第 3-4 列结果显示,动态地看,产业政策对企业全要素生产率的降低作用在政策出台当年最强,之后逐渐减弱。这些结果与前文回归结果基本一致。

附表 5: 改变企业全要素生产率的测度方式

被解释变量	企业全要素生产率 (TFP1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ten×After</i>	-0.0413*** (0.0004)	-0.0406*** (0.0006)		
<i>Ten×After2009</i>			-0.0682*** (0.0000)	-0.0681*** (0.0000)
<i>Ten×After2010</i>			-0.0332** (0.0404)	-0.0299* (0.0657)
<i>Ten×After2011</i>			-0.0223 (0.1693)	-0.0224 (0.1720)
<i>Roa</i>		0.3988*** (0.0000)		0.4026*** (0.0000)
<i>Age</i>		0.1915** (0.0134)		0.1795** (0.0207)
<i>Size</i>		-0.0030 (0.7608)		-0.0027 (0.7813)
<i>Q</i>		0.0147*** (0.0000)		0.0147*** (0.0000)
<i>Fixs</i>		-0.1031*** (0.0041)		-0.1031*** (0.0041)
<i>Lev</i>		0.1985*** (0.0000)		0.1981*** (0.0000)
<i>Soe</i>		-0.0306 (0.1617)		-0.0304 (0.1645)
<i>Cons</i>	0.0044 (0.5190)	-0.4601* (0.0853)	0.0044 (0.5214)	-0.4372 (0.1021)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

<i>N</i>	6983	6983	6983	6983
<i>R</i> ² (<i>Within</i>)	0.0023	0.0205	0.0033	0.0216

[参考文献]

- [1] 韩超,张伟广,冯展斌.环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J].中国工业经济,2017, (4):115-134.
- [2] 孔东民,代昀昊,李阳. 政策冲击、市场环境与国企生产效率: 现状、趋势与发展[J]. 管理世界, 2014, (8): 4-17.
- [3] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁? [J]. 经济研究, 2012, (12): 125-136.
- [4] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 541-558.
- [5] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011, (7): 27-42.
- [6] 祝继高,陆晓,岳衡. 银行关联董事能有效发挥监督职能吗?——基于产业政策的分析视角[J]. 管理世界, 2015, (7): 143-157.
- [7] Giannetti, M., G. Liao., and X. Yu. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China[J]. Journal of Finance, 2015, 70(4): 1629-1682.

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例:

参考文献引用范例:

- [1] 朱军.技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J].中国工业经济.2017, (1): 5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容(包括数据、程序、附录文件), 请务必在研究成果正文中注明:

数据(及程序等附件)来自朱军(2017), 参见在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件下载。